Vol. XLIX - 1/2: 155-164

Kraków 1979

Andrzej J. KRAWCZYK¹

LAŃCUCH MARKOWA JAKO STOCHASTYCZNY MODEL SEDYMENTACJI FLISZOWEJ

Markov chain as stochastic model of flysch sedimentation

Treść. Przedstawiono propozycję stochastycznego modelu sedymentacji fliszowej, uwzględniającego działalność różnych czynnikow geologicznych (prądy zawiesinowe, prądy denne, sedymentacja pelagiczna). Biorąc pod uwagę zmiany zachodzace w profilu pierwotnym wskutek rozmyć synsedymentacyjnych i powstawania warstw złożonych, model umożliwia weryfikację hipotez genetycznych stawianych na podstawie współcześnie obserwowanych profili litostratygraficznych.

WSTĘP

W statystycznych badaniach sedymentologicznych można (za Krumbeinem 1968a) wyróżnić trzy etapy, uszeregowane według rosnącego stopnia skomplikowania rozwiązywanych zadań. Etap pierwszy związany jest ze statystycznym opisem cech badanego obiektu lub zjawiska, ma więc na celu w zasadzie jedynie maksymalne zobiektywizowanie otrzymywanych informacji. W etapie drugim rozpatruje się już zależności pomiędzy cechami, przechodząc w ten sposób na wyższy szczebel poznania, na którym konieczna jest merytoryczna (najczęściej — genetyczna) weryfikacja rezultatów obliczeń. Końcowy, trzeci etap polega na modelowaniu analizowanego procesu w oparciu o wyniki etapów poprzednich oraz na bazie całej posiadanej wiedzy geologicznej.

Wyniki modelowania mogą służyć przede wszystkim do weryfikacji modelu pojęciowego, będącego podstawą konstrukcji modelu matematycznego. Jeżeli wyniki te okażą się niezgodne z rzeczywistością, to model pojęciowy (a najczęściej — niektóre z jego przesłanek) trzeba uznać za nieprawdziwy. Należy podkreślić, że pozytywny wynik modelowania pozwala jedynie na przyjęcie tezy o niesprzeczności założeń z danymi empirycznymi. W modelach dużych systemów ilość zmiennych niezależnych jest zazwyczaj znacznie większa od ilości zmiennych zależnych i dlatego modele o różnych założeniach prowadzić mogą do takich samych rezultatów. Wynika stąd, że z gnoseologicznego punktu widzenia

¹ Instytut Geologii i Surowców Mineralnych Akademii Górniczo-Hutniczej, 30-059 Kraków, al. Mickiewicza **30**.

omawiane modele są blisko spokrewnione ze statystycznymi testami istotności, przy których pewne (z dokładnością do poziomu istotności) jest także tylko wnioskowanie negatywne. Warto dodać, że uwagi powyższe dotyczą zarówno modeli deterministycznych, jak i stochastycznych.

W literaturze przedmiotu znaleźć można wiele przykładów modeli sedymentologicznych. Są wśród nich modele mniej lub bardziej sformalizowane, modele deterministyczne i stochastyczne, w mniejszym lub większym stopniu wykorzystywane do symulacji procesów sedymentacyjnych. Przykładowo można tu wymienić modele: Slossa (1962), Harbaugha (1966), Briggsa i Pollacka (1967), Oertela i Waltona (1967), Bonham-Cartera i Sutherlanda (1968), Krumbeina (1968b), Jacoda i Joathona (1972), Pferda (1976).

W sedymentologii fliszu klasycznym modelem stochastycznym jest model A. N. Kołmogorowa (1949), dotyczący mechanizmu kształtowania się określonego rozkładu miąższości warstw, przy uwzględnieniu rozmyć synsedymentacyjnych. Rozwinięty później przez różnych autorów, model ten do dzisiaj stanowi efektywne narzędzie badania serii fliszowych (Chanowicz i Ajnemer 1968; Romanowski 1968, 1971, 1976; Mizutani i Hattori 1972; Adamienko i Romanowski 1973; Hattori 1973).

Praktyczne stosowanie modelu Kołmogorowa napotyka pewne trudności w sytuacjach, kiedy nie można założyć jednolitego (a przynajmniej — podobnego) mechanizmu powstawania warstw o różnym wykształceniu litologicznym (Adamienko i Romanowski op. cit.). Dlatego wielu autorów skłania się ku poszukiwaniu modeli, wyjaśniających mechanizm procesu sedymentacji jako całości. Do klasy tej należą przede wszystkim modele, interpretujące powstawanie fliszu jako realizację procesu Markowa (Vistelius 1949; Vistelius i Fejgelson 1965; Riwlina 1968; Schwarzacher 1972; Krawczyk 1977 i in.). Model zaproponowany poniżej należy również do tej grupy.

Formalny opis modelu

Proces sedymentacji utworów fliszowych można rozpatrywać jako ciąg (sekwencję) następujących po sobie aktów depozycji warstw o różnym charakterze litologicznym oraz aktów rozmycia (erozji). Z kolei wśród czynników depozycyjnych można wyróżnić prądy zawiesinowe, prądy denne (rozumiane szeroko jako czynnik redeponujący osad wcześniej złożony) oraz czysto grawitacyjne opadanie cząstek ze swobodnie unoszącej się w wodzie zawiesiny (sedymentacja typu pelagicznego). Dla ścisłości przez "czynnik depozycyjny" należy przy tym rozumieć ten spośród czynników, który nadał danej warstwie ostateczną postać (np. iłowiec przyniesiony przez prąd zawiesinowy, a następnie redeponowany przez prąd denny musi być traktowany jako osad tego ostatniego).

Niech teraz sekwencja kolejnych aktów sedymentacyjnych (tzn. de-

pozycyjnych i erozyjnych) będzie opisana za pomocą macierzy prawdopodobieństw przejść

$$[Q] = [q_{ij}], \quad i, j = 1, 2, 3, 4, \tag{1}$$

przy czym indeks "1" dotyczyć będzie prądów zawiesinowych, indeks "2" — prądów dennych, indeks "3" — sedymentacji pelagicznej, indeks "4" — erozji. Oznacza to, iż omawiana sekwencja rozpatrywana będzie jako jednorodny łańcuch Markowa pierwszego rzędu (w przypadku szczególnym — jako sekwencja czysto losowa).

Jeżeli dodatkowo przyjmie się założenie, iż macierz stochastyczna [Q] jest macierzą regularną, to istnieć dla niej będą — na mocy twierdzenia ergodycznego — bezwzględne graniczne prawdopodobieństwa stanów (czyli wyróżnionych odmian aktów sedymentacyjnych), niezależne od warunków początkowych. Prawdopodobieństwa te oznaczane będą w dalszym ciągu przez q_i , i = 1, 2, 3, 4.

Akty depozycyjne poszczególnych typów powodują powstawanie warstw o zróżnicowanym wykształceniu litologicznym i strukturalnym oraz o różnej miąższości. Pomijając dla uproszczenia dwa ostatnie elementy można wprowadzić warunkowe prawdopodobieństwa zdeponowania określonej (litologicznie) warstwy przez określony czynnik. Prawdopodobieństwa te będą oznaczane symbolami w_i , przy czym indeks dolny dotyczy — jak poprzednio — mechanizmu depozycji (i = 1, 2, 3), indeks górny zaś — litologii. Niech w tym drugim przypadku indeks "1" oznacza piaskowiec, indeks "2" — mułowiec, indeks "3" — łupek. Na przykład, w_2^3 jest przy tych oznaczeniach prawdopodobieństwem powstania warstwy łupku pod warunkiem, że czynnikiem depozycyjnym był prąd denny.

Ze względu na szczególny charakter depozycji materiału z prądów zawiesinowych (choćby z punktu widzenia szybkości sedymentacji) celowe wydaje się dodatkowe wprowadzenie warunkowych prawdopodobieństw depozycji ławic o złożonym wykształceniu litologicznym. Uwzględniając wszystkie możliwe tu przypadki (za wyjątkiem mało prawdopodobnej z geologicznego punktu widzenia sekwencji piaskowiec—łupek), otrzymuje się prawdopodobieństwa: w_1^4 — powstania z danego prądu zawiesinowego ławicy piaskowiec—mułowiec, w_1^5 — powstania ławicy piaskowiec—mułowiec—łupek, w_1^6 — powstania ławicy mułowiec—łupek.

Dla każdego i zachodzi oczywiście związek:

$$\sum_{j}^{d_{i}} w_{i}^{j} = 1 , \ i = 1, 2, 3,$$
(2)

gdzie d_i jest ilością wyróżnionych przy danym czynniku elementarnych aktów depozycyjnych, czyli: $d_1 = 6$, $d_2 = d_3 = 3$.

W oparciu o powyższe założenia można obliczyć macierz prawdopodobieństw przejść pomiędzy stanami układu, rozumianymi jako warstwy o określonej genezie i określonym wykształceniu litologicznym, przy czym dodatkowo uwzględniany będzie stan erozji. Jeżeli zgrupuje się stany tak, by warstwy o tej samej litologii znalazły się obok siebie, to omawiana macierz przyjmie postać

$$[P] = \begin{bmatrix} [P^{11}] & [P^{12}] & [P^{13}] & [P^{14}] \\ [P^{21}] & [P^{22}] & [P^{23}] & [P^{24}] \\ [P^{31}] & [P^{32}] & [P^{33}] & [P^{34}] \\ [P^{41}] & [P^{42}] & [P^{43}] & [P^{44}] \end{bmatrix}$$
(3)

Podmacierze $[P^{1l}]$ zawierają prawdopodobieństwa przejść od piaskowców o różnej genezie do: piaskowców (macierz $[P^{11}]$), mułowców (macierz $[P^{12}]$), łupków (macierz $[P^{13}]$) i do stanu erozji (macierz $[P^{14}]$). Prawdopodobieństwa przejść od mułowców są elementami podmacierzy $[P^{2l}]$, od łupków — elementami $[P^{3l}]$, od erozji — elementami $[P^{4l}]$. Tak więc macierze $[P^{kl}]$, k, l, = 1, 2, 3, mają wymiar 3 × 3, macierze $[P^{k4}]$, k = 1, 2, 3 — wymiar 3 × 1, macierze $[P^{4l}]$, l = 1, 2, 3 — wymiar 1 × 3 i macierz $[P^{44}]$ — wymiar 1 × 1.

Łatwo zauważyć, że we wszystkich podmacierzach nie dotyczących stanu erozji, każdy wiersz (i odpowiednio — każda kolumna) odpowiada innemu czynnikowi depozycyjnemu. Dla ustalenia uwagi w dalszym ciągu pierwszy wiersz (i pierwsza kolumna) dowolnej spośród tych macierzy dotyczyć będzie prądów zawiesinowych, drugi — prądów dennych, trzeci — sedymentacji pelagicznej. Tak więc na przykład macierz

$$[P^{11}] = \begin{bmatrix} p_{11}^{11} & p_{12}^{11} & p_{13}^{11} \\ p_{21}^{11} & p_{22}^{11} & p_{23}^{11} \\ p_{31}^{11} & p_{32}^{11} & p_{33}^{11} \end{bmatrix}$$
(4)

zawiera prawdopodobieństwa przejść między wszystkimi możliwymi odmianami genetycznymi piaskowców, przy czym znaczenie dolnych wskaźników jest zgodne z wprowadzonymi wcześniej ustaleniami.

Przystępując do obliczania elementów rozpatrywanych podmacierzy należy przede wszystkim zauważyć, iż wszystkie one (tzn. elementy) będą miały postać:

$$p_{ij}^{kl} = a_i^k \ q_{ij} \ \beta_j^l + \gamma_{ij}^{kl} \ , \ i, j, k, l = 1, 2, 3, \tag{5}$$

gdzie: a_i^k jest warunkowym prawdopodobieństwem tego, że w rezultacie aktu depozycyjnego wywołanego czynnikiem *i* powstanie sekwencja zakończona warstwą typu *k* (pod warunkiem, iż powstała sekwencja w ogóle taką warstwę zawierająca); β_j^l jest warunkowym prawdopodobieństwem tego, że w rezultacie aktu depozycyjnego wywołanego czynnikiem *j* powstanie sekwencja zaczynająca się warstwą typu *l*; γ_{ii}^{kl} jest warunkowym prawdopodobieństwem tego, że w rezultacie aktu depozycyjnego wywołanego czynnikiem *i* powstanie (bez udziału innego czynnika) sekwencja k-l (pod warunkiem, że sekwencja ta w ogóle zawiera warstwę typu k); q_{ij} są elementami macierzy [Q] (patrz wzór (1)).

Analizując założenia modelu łatwo można się przekonać, i
żw przypadku sedymentacji z prądów dennych i sedymentacji pelagicznej, dla wszystkich rozważanych k

$$a_2^k = a_3^k = 1 (6)$$

Podobne zjawisko zachodzi dla łupków z prądów zawiesinowych: również w tej sytuacji ilekroć powstanie sekwencja zawierająca warstwę łupku, tylekroć warstwa ta będzie końcowym elementem sekwencji. Jest zatem

$$a_1^3 = 1$$
 . (7)

Omawiane prawdopodobieństwa są więc różne od jędności tylko dla piaskowców i mułowców z prądów zawiesinowych, wynosząc odpowiednio:

$$a_1^1 = \frac{w_1^1}{w_1^1 + w_1^4 + w_1^5} , \qquad (8)$$

$$a_1^2 = \frac{w_1^2 + w_1^4}{w_1^2 + w_1^4 + w_1^5 + w_1^6} \quad . \tag{9}$$

Beżpośrednio z założeń wynika też, że

$$\beta_1^1 = (w_1^1 + w_1^4 + w_1^5) , \qquad (10)$$

$$\beta_1^2 = (w_1^2 + w_1^6) \qquad , \qquad (11)$$

$$\beta_1^3 = w_1^3$$
 , (12)

$$\beta_j^l = w_j^l$$
, $j = 2,3, l = 1,2,3.$ (13)

Do obliczenia pozostają zatem jeszcze tylko prawdopodobieństwa γ_{ij}^{kl} . Z określenia wynika, że będą one przyjmować wartości różne od zera tylko wtedy, gdy w wyniku pojedynczego aktu depozycyjnego powstanie sekwencja złożona co najmniej z dwóch warstw. Zgodnie z za-łożeniami, może to nastąpić wyłącznie w związku z działalnością prą-dów zawiesinowych, wobec czego dla dowolnych j, k, l

$$\gamma_{2j}^{kl} = \gamma_{3j}^{kl} = 0 \quad . \tag{14}$$

Z kolei pojedynczy prąd zawiesinowy może wytworzyć (z założenia) sekwencję z "prawidłowym" następstwem odmian litologicznych, czyli sekwencję z następstwem piaskowiec—mułowiec—łupek. Dlatego spośród prawdopodobieństw γ_{1j}^{kl} różne od zera będą tylko γ_{11}^{12} i γ_{11}^{23} . Ostatecznie więc

$$\gamma_{11}^{12} = \frac{w_1^4 + w_1^5}{w_1^1 + w_1^4 + w_1^5} , \qquad (15)$$

$$\gamma_{11}^{23} = \frac{w_1^5 + w_1^6}{w_1^2 + w_1^4 + w_1^5 + w_1^6} , \qquad (16)$$

 $\gamma_{1j}^{kl} = 0$ dla pozostałych kombinacji *j*, *k*, *l*. (17)

Elementy podmacierzy związanych ze stanem erozji dają się przedstawić za pomocą nieco prostszych wyrażeń, co wynika z faktu, iż w obrębie wspomnianego stanu nie zostały już poczynione żadne dalsze rozróżnienia. Z założeń modelu otrzymuje się natychmiast dla *i*, *j*, *k*, l = 1, 2, 3:

$$p_{i1}^{k4} = a_i^k q_{i4} , \qquad (18)$$

$$p_{1j}^{4l} = q_{4j} \beta_j^l , \qquad (19)$$

$$p_{11}^{44} = q_{44}$$
 , (20)

gdzie oznaczenia są analogiczne do stosowanych poprzednio.

Korzystając ze związków (6) do (20) można teraz z wyrażenia (5) obliczyć wszystkie elementy macierzy [P], uzyskując w ten sposób żądaną postać modelu. W obecnym ujęciu podaje on bowiem prawdopodobieństwa przejść między odmiennie wykształconymi warstwami o różnej genezie, może więc -- teoretycznie rzecz biorąc -- być porównywany z danymi empirycznymi. Dokładniejsza analiza geologiczna wykazuje jednak, że tak sformułowany model posiada w praktyce znikomą wartość. Jest to spowodowane dwiema zasadniczymi przyczynami. Po pierwsze, macierz (3) zawiera elementy związane ze stanem erozji synsedymentacyjnej. Tymczasem szacowanie tych elementów na podstawie badań terenowych jest właściwie niewykonalne (a w każdym razie obarczone olbrzymim błędem). Jeżeli bowiem przyjmie się nawet założenie, iż bezbłędnie uchwycone zostaną położenia wszystkich rozmyć, to — poza sporadycznymi przypadkami — niemożliwa będzie ocena głębokości tychże rozmyć, a co za tym idzie -- także pewne odtworzenie danego fragmentu profilu przed wyerodowaniem jego części. Po drugie, bardzo trudnym (a w wielu sytuacjach także niemożliwym) zadaniem jest wyróżnienie i szczegółowa interpretacja warstw o złożonej genezie, zwłaszcza gdy chodzi o mułowce lub łupki.

Widać stąd, iż praktyczne stosowanie omawianego modelu uwarunkowane jest wyeliminowaniem zeń wszystkich prawdopodobieństw niemożliwych (lub bardzo trudnych) do oszacowania na podstawie obserwacji terenowych. Innymi słowy, należy macierz [P] przekształcić do postaci

$$[T] = \begin{bmatrix} 0 & t_{12} & t_{13} \\ t_{21} & 0 & t_{23} \\ t_{31} & t_{32} & 0 \end{bmatrix},$$
(21)

czyli do macierzy prawdopodobieństw przejść między odmianami litologicznymi (wskaźniki odnoszą się tu już wyłącznie do wykształcenia litologicznego warstw i zachowują swoje poprzednie znaczenie). Przekształcenia tego można dokonać w dwu etapach, usuwając najpierw z macierzy (3) stan erozji, a następnie przeliczając powstałą w ten sposób macierz na macierz (21).

Pierwsze z wymienionych zagadnień rozważane było przez Riwlinę (1968), która podała jego dokładne, ogólne rozwiązanie. Jest ono jednak mało efektywne z punktu widzenia obliczeń numerycznych i dlatego autor niniejszej pracy zaproponował później (Krawczyk 1977) rozwiązanie alternatywne, które — choć przybliżone — zapewnia jednak możliwość uzyskania wystarczająco dokładnych dla celów praktycznych wyników. Szczegóły obu algorytmów znaleźć można w cytowanych pracach; pozostaje więc jeszcze do rozwiązania drugie z wymienionych zadań.

Niech [S] oznacza przekształconą (przez wyeliminowanie stanu erozji) macierz [P]. Niech ponadto [Z] będzie wektorem równowagi macierzy [S]. Przystępując do rozwiązania sformułowanego wyżej problemu, wygodnie jest podzielić macierz [S] na podmacierze w sposób analogiczny do zastosowanego w przypadku macierzy [P] z tym tylko, że obecnie nie pojawią się już podmacierze związane ze stanem erozji. Będzie więc:

$$[S] = \begin{bmatrix} [S^{11}] & [S^{12}] & [S^{13}] \\ [S^{21}] & [S^{22}] & [S^{23}] \\ [S^{31}] & [S^{32}] & [S^{33}] \end{bmatrix}$$
(22)

Należy teraz szczegółowo uświadomić sobie znaczenie poszczególnych elementów wszystkich utworzonych podmacierzy. Łatwo zauważyć, że wskaźniki numerujące te podmacierze związane są z litologicznym wykształceniem warstw (przy czym wskaźnik "1" odnosi się, jak poprzednio, do piaskowców, wskaźnik "2" — do mułowców, wskaźnik "3" do łupków). Na przykład w macierzy $[S^{31}]$ zgrupowane są wszystkie prawdopodobieństwa przejść od łupków do piaskowców, itp. Z kolei w każdej z podmacierzy pierwszy wiersz (i pierwsza kolumna) odnosi się do depozycji z prądu zawiesinowego, drugi — z prądu dennego, trzeci — z sedymentacji pelagicznej. W podobny sposób podzielić można wektor [Z], zapisując go na przykład jako macierz wierszową:

$$[Z] = [[Z^1] \ [Z^2] \ [Z^3]] .$$
⁽²³⁾

Również i tu wskaźniki podmacierzy odnoszą się do litologii, zaś poszczególne elementy tych podmacierzy związane są z odmiennymi mechanizmami depozycji.

11 — Rocznik PTG 49/1—2

W rezultacie analizowany problem sprowadza się do znalezienia sumarycznych prawdopodobieństw przejść między warstwami o różnej litologii oraz do wyeliminowania prawdopodobieństw zawartych w podmacierzach [S^{ii}], (określają one bowiem przejścia między tymi samymi odmianami litologicznymi, czyli warstwy o genezie złożonej). Łatwo sprawdzić, że jeżeli przez [T'] oznaczy się macierz prawdopodobieństw przejść, uwzględniającą jeszcze warstwy złożone, to jej elementy można wyznaczyć ze wzoru:

$$t_{ij}^{'} = \frac{1}{\sum_{k} z_{k}^{i}} \sum_{k} z_{k}^{i} \left(\sum_{l} s_{kl}^{ij} \right) , \ i, j, k, l = 1, 2, 3$$
(24)

gdzie z_k^i oraz s_{kl}^{ij} są — odpowiednio — elementami podmacierzy $[Z^i]$ i $[S^{ij}]$.

Elementy szukanej macierzy [T] są oczywiście dane związkami

$$t_{ij} = \begin{cases} \frac{t_{ij}}{1-t_{ii}} & \text{dla } i \neq j, \\ 0 & \text{dla } i = j. \end{cases}$$
(25)

W ten sposób znalezione zostało rozwiązanie sformułowanego na wstępie zagadnienia. Otrzymane zależności pozwalają obliczyć — w oparciu o założenia — wszystkie elementy macierzy [T], te zaś mogą być bezpośrednio porównywane z danymi empirycznymi.

Perspektywy wykorzystania modelu

Praktyczne wykorzystanie zaproponowanego modelu wymaga uwzględnienia faktu, że wobec znacznie większej ilości zmiennych niezależnych (założeń modelu), niż zmiennych zależnych (wielkości danych empirycznie), wiele różnych układów tych pierwszych będzie dawać jednakowe wyniki. Wydaje się jednak, że badając wyniki modelowania dla różnych kombinacji wartości parametrów zakładanych i porównując te wyniki ze sobą można będzie sprecyzować klasy danych wejściowych, prowadzące do określonych rezultatów końcowych. W ten sposób zbiór wszystkich możliwych założeń zostanie zredukowany do – prawdopodobnie znacznie mniej licznego — podzbioru, odpowiadającego obserwowanej w rzeczywistości macierzy prawdopodobieństw przejść. W tym momencie możliwe będzie przede wszystkim wnioskowanie negatywne, a więc odrzucanie sprzecznych z danymi empirycznymi hipotez genetycznych. Łatwiejsze będzie także wnioskowanie pozytywne, a to wskutek ograniczenia liczby koniecznych do uwzględnienia wariantów. Oczywiście ostatecznym argumentem za wyborem jednego z nich jako proponowanej hipotezy genetycznej musi być analiza geologiczna.

W celu wykonania nakreślonego wyżej zakresu badań modelowych napisano program MSF1 (w języku FORTRAN 1900), który realizuje opisany algorytm, przy czym aproksymacja macierzy [S] odbywa się według algorytmu autora (Krawczyk 1977). Pełny cykl doświadczeń z modelem nie został jeszcze zakończony; dlatego ich wyniki będą przedstawione w innym miejscu.

Maszynopis otrzymano w maju 1978, przyjęto do druku we wrześniu 1978.

LITERATURA — REFERENCES

- Bohnam-Carter G. F., Sutherland A. J. (1968), Mathematical model and Fortran IV program for computer simulation of deltaic sedimentation. Comput. Contrib., State Geol. Surv. Univ. Kansas, 24, 56p., Lawrence.
- Briggs L. I., Pollack H. N. (1967), Digital model of evaporite sedimentation. Science, 155, 3761, pp. 453-456, Washington.
- Harbaugh J. W. (1966), Mathematical simulation of marine sedimentation with IBM 7090/94 computer. Comput. Contrib., State Geol. Surv. Univ. Kansas, 1, 52p., Lawrence.
- Hattori I. (1973), Mathematical analysis to discriminate two types of sandstoneshale alternations. *Sedimentology*, 20, 3, pp. 331-345, Amsterdam.
- Jacod J., Joathon P. (1972), Conditional simulation of sedimentary cycles in three dimensions. In: "Mathem. models of sediment. processes", pp. 139—166. Plenum Press, New York—London.
- Krawczyk A. J. (1977), A stochastic model of flysch sedimentation. Zesz. Nauk. AGH, Geologia, Kwart., 3, 4, pp. 53—59, Kraków.
- Krumbein W. C. (1968a), Statistical models in sedimentology. Sedimentology, 10, 1, pp. 7-23, Amsterdam.
- Krumbein W. C. (1968b), Fortran IV computer program for simulation of transgression and regression with continuous-time Markov models. Comput. Contrib., State Geol. Surv. Univ. Kansas, 26, 38p., Lawrence.
- Mizutani S., Hattori I. (1972), Stochastic analysis of bed-thickness distribution of sediments. J. Int. Assoc. Math. Geol., 4, 2, pp. 123-146, Oxford.
- Oertel G., Walton E. K. (1967), Lessons from a feasibility study for computer models of coal-bearing deltas. *Sedimentology*, 9, 2, pp. 157-168, Amsterdam.
- Pferd J. W. (1976), Computer simulation of geologic strata: a teaching tool. Comp. and Geosci., 2, 1, pp. 23-32, Oxford-New York-Paris-Frankfurt.
- Schwarzacher W. (1972), The semi-Markov process as a general sedimentation model. In: "Mathem. models of sediment. processes", pp. 247—268. Plenum Press, New York—London.
- Sloss L. L. (1962), Stratigraphic models in exploration. J. Sediment. Petrol., 32, 3, pp. 415-422, Lawrence.
- Adamenko J. W., Romanovskij S. I. Адаменко Ю. В., Романовский С. И. (1973), Стохастическое моделирование процессов слоенакопления теоретическая основа анализа мощностей. Труды ВСЕГЕИ, 180, с. 5—39, Ленинград.
- Wistelius A. B. Вистелиус А. Б. (1949), К вопросу о механизме слоеобразования. Докл. АН СССР, 65, 2. с. 191—194, Москва.
- Wistelius A. B., Feigelson T. S. Вистелиус А. Б., Фейгельсон Т. С. (1965), К теории слоеобразования. Докл. АН СССР, 164, I, с. 158—160, Москва.

Kołmogorov A. N. — Колмогоров А. Н. (1949), Решение одной задачи из

теории вероятностей, связанной с вопросом о механизме слоеобразования. Докл. АН СССР, 65, 6, с. 793—796, Москва.

- Romanovskij S. I. Романовский С. И. (1968), Тектонический анализ мощностей на основе стохастического моделирования процессов слоенакопления. В: "Применение матем. методов в геол.", с. 378—382. Наука, Алма-Ата.
- Romanovskij S. I. Романовский С. И. (1971), Зависимость меры стабильности слоенакопления от функции распределения вероятностей мощностей слоев. Геол. и геофиз., 12, с. 102—107, Новосибирск.
- Romanovskij S. I. Романовский С. И. (1976), Динамика формирования флиша. *Недра*, с. 175, Ленинград.
- Напоvich I. G., Ајпетег А. I. Ханович И. Г., Айнемер А. И. (1968), Приложение модели слоенакопления А. Н. Колмогорова к исследованию статистических характеристик геологических разрезов. *Геол. и геофиз.*, 7, с. 44—54, Новосибирск.

SUMMARY

Modelling of the sedimentary processes is the most advanced stage of utilizing mathematical methods in sedimentology. Results of such modelling can serve, above all, to verify conceptual models formulated by a scientist.

The paper presents a suggestion of a model based on the following assumptions. The sedimentation of flysch formations can be regarded as a sequence of following in succession depositions of beds having different lithological character and erosions. Then among the depositon factors, it is possible to differentiate turbidity currents, bottom currents (in the wide sense of the term as factor redopositing a deposit already deposited) and purely gravitational settling of particles from freely floating in water suspension (pelagic sedimentation).

The sequence of sedimentary acts (i.e. depesitions and erosions) can be described with the help of transition probability matrix, whereas the differentiation of lithologies — with the help of conditional probabilities of deposition of a defined (lithologically) bed by a defined factor.

On the basis of the above mentioned assumptions it is possible to calculate the transition probability matrix between the states of the system, interpretated as beds of a given origin and lithology, with additional allowance for the state of erosion. Further transformation of the model has the aim of eliminating all the probabilities impossible (or very difficult) to estimate on the basis of field observations, i.e. probabilities connected with the state of erosion and with homogeneous multistory lithologies. Harving executed the transformations, we arrive at a model which can be verified directly in reality.

Interpretation utility of the suggested model is being examined with the help of computer calculations.